

DOI: 10.19361/j.er.2017.02.06

股价波动、货币政策规则与宏观经济波动

——基于多部门 NK-DSGE 模型的研究

高小红 苏 玮*

摘要: 股价波动会对实体经济产生重要影响。本文在多部门新凯恩斯动态随机一般均衡模型的分析框架下,采用贝叶斯估计对包含股价缺口的无约束模型和不包含股价缺口的受约束模型进行比较研究,发现无约束模型显著优于受约束模型,说明我国中央银行在制定货币政策时有必要考虑股票价格波动因素。对无约束模型进行脉冲-响应分析,结果表明股价冲击对经济的影响比货币政策冲击对经济的影响更大。从政策分析的角度,中央银行考虑股价波动的货币政策可以有效降低冲击造成经济偏离均衡增长路径的幅度。

关键词: 股价波动;股价冲击;货币政策;新凯恩斯动态随机一般均衡模型

一、引言及文献综述

长期以来,主流的宏观经济学范式一直未将金融因素纳入模型的框架,这不仅使得金融体系对宏观经济的实际影响被严重低估,而且在理论上排除了二者之间的内生性关联机制和彼此的影响(陈雨露,2015)。2008年金融危机之后,金融市场的稳定及其波动对实体经济产生的影响受到监管部门和学者的广泛关注,越来越多的学者承认,金融系统和金融因素在宏观经济运行中扮演着重要角色。大量的研究也表明,纳入金融因素可以显著提升模型对宏观经济波动的解释能力。金融冲击在宏观经济波动中起着至关重要的作用。如 Mimir (2012) 的实证研究表明,金融冲击在美国经济波动中扮演着重要角色。在此前提下,主流的分析宏观经济波动的模型(动态随机一般均衡模型,DSGE)的研究框架逐渐从传统的家庭、企业和政府三部门模型开始向加入金融部门的四部门模型转变。如 Gertler 和 Kiyotaki (2011) 构造包含金融中介的 DSGE 模型,详细刻画了中央银行和商业银行在信贷市场中的行为,结论表明金融因素的引入使得模型对冲击的反应更剧烈。

股票市场不仅是金融系统的重要组成部分,其波动也会通过财富效应对真实经济产生影响。一方面股票价格上涨会带来持股人名义财富总额的增长,刺激企业支出和公众消费需求。同时,又会提高持股人对于未来收入的预期,这也会刺激消费和支出。另一方面,股价上涨带来的财富效应会促使利率上扬,对产出、消费等产生抑制。可见股票价格的变动对

*高小红,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:gaoxh@whu.edu.cn;苏玮,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:suw1111@163.com。

作者感谢匿名审稿人提出的富有建设性的修改意见!当然,文责自负。

宏观经济有重要的影响。股价波动、货币政策规则和宏观经济波动三者之间有着密切的关系。随着我国金融体系建设日臻完善,不同金融市场之间的联动也越来越紧密,股市总市值越来越大,其波动对宏观经济产生的影响也越大。直觉上,考虑股价因素的货币政策会更有效。与经济环境相适宜的货币政策不仅可以调整名义变量短期刺激经济,也可以降低金融风险促进经济良性发展。但在学术界,一些学者认为,央行的货币政策不必考虑诸如股价等资产价格波动。如 Bernanke 和 Gertler (2000) 认为,央行无法判断资产价格的波动是否由经济波动引起,换言之,资产价格波动与经济波动无显著关联,货币政策制定无需考虑资产价格波动。也有学者认为,央行制定的货币政策中应该包含资产价格波动因素。如 Cecchetti 等 (2000) 的研究表明,在央行货币政策中纳入股价因素,可以显著降低经济中产生泡沫的概率。Castelnuovo 和 Nisticò (2010) 基于美国市场的实证研究表明,股价缺口显著地捕捉到了经济的繁荣与萧条。Nisticò (2005) 构建了封闭经济体中的 DSGE 模型,首次引入财富效应,通过在央行跨期消费决策方程中加入股票价格波动因素,来研究股票市场的波动通过财富效应向实体经济的传导机制,其研究也表明货币政策需要考虑股价波动。Funke 等 (2011) 在 Nisticò (2005) 的基础上,将模型拓展至开放经济,并做了香港市场上的实证分析。Funke 等人虽然考察了财富效应,但并未涉及其与股价波动幅度的关系。Giorgio 和 Nisticò (2010) 构建两国模型,发现在逆周期财政政策规则下,暂时的正向生产率冲击可能导致净国外资产价值恶化,这取决于名义刚性、非平衡预算财政政策和财富效应的相互作用。Milani (2011) 在包含跨境财富通道的两国新凯恩斯模型中,考察了开放经济环境中外国股市波动对宏观经济变量的影响,实证结果表明外国股价波动会影响家庭对产出缺口的预期。Ravn (2014) 的研究表明,如果中央银行对资产价格做出非对称反应,产出和通货膨胀的繁荣将会被放大,萧条将会被抑制,非对称政策会导致资产价格暴涨。Airsudo 等 (2013) 认为中央银行货币政策对股价温和的反应可以修复均衡的不确定性,从而消除经济的非基本波动。Belke 和 Beckmann (2015) 运用 CVAR 模型,从广义货币总量、短期利率和净资本流动三方面分析了股票市场和货币政策的短期、长期关系,认为短期利率对股价的长期影响只存在于部分经济体中。Hollander 和 Liu (2016) 构造了包含股价通道的新凯恩斯动态随机一般均衡模型,实证分析发现股价通过金融加速器和银行融资通道显著加剧了商业周期波动。也有学者研究了政策冲击对股票市场的作用,如 Challe 和 Giannitsarou (2014) 建立一般均衡新凯恩斯资产定价模型,认为股票市场对政策冲击做出反应。

国内学者易纲和王召 (2002) 认为货币数量和通货膨胀的关系也取决于股市,而通过货币政策刺激股票市场从而拉动需求的做法从长期来看是不可靠的。吕江林 (2005) 运用协整分析等方法的研究表明,股市发展到一定水平时,货币政策应当在股价变动达到一定幅度时做出反应。王晓芳和杨克贵 (2014) 建立开放经济环境下包含股票市场的 DSGE 模型,重点研究了财富效应和股票价格波动幅度之间的关系,认为股票价格变动的反应系数应该根据不同财富效应的大小做出调整以使经济稳定运行。崔百胜和丁宇峰 (2016) 从社会福利损失的角度研究央行应如何制定货币政策使得社会福利损失更小,结论表明考虑股市的货币政策可以降低社会福利损失。本文将分别从数据分析和政策含义等方面分析货币政策和股价波动的关系。

根据 Nisticò (2012), 本文构造了一个封闭经济体多部门新凯恩斯动态随机一般均衡模

型。在泰勒规则中引入股价缺口,利用贝叶斯估计来确定参数,比较包含股价缺口和不包含股价缺口的泰勒规则下模型的优劣,以此来研究中央银行在制定货币政策时是否应该考虑股价波动。最后在占优模型中,分析技术冲击、股价冲击和货币政策冲击的传导机制,考察宏观经济变量对外生冲击的反应。

二、理论模型

本文将建立一个封闭经济体多部门动态随机一般均衡模型作为分析框架。模型中包括:家庭、生产商和中央银行。家庭选择消费、提供劳动、配置金融资产;生产商包括中间产品生产商和最终产品生产商,中间产品生产商生产中间产品提供给最终产品生产商,最终产品生产商将中间产品加工成最终产品提供给消费者;中央银行制定货币政策。

(一) 家庭

假设每期人口出生率为 γ , 死亡率也为 γ (则居民存活至下一期的概率为 $1-\gamma$), 且新生儿人口不持有股票和债券。在 t 期, 年龄为 j 的居民选择消费、提供劳动及配置金融资产以最大化其终生效用。持有的金融资产包括债券和股票。股票由中间产品生产商发行。根据 Nisticò (2012), 定义金融资产名义价值为:

$$\Omega_t^j \equiv \frac{1}{1-\gamma} \left[B_t^j + P_t \int_0^1 (Q_t^k + D_t^k) Z_t^{j,k} dk \right] \quad (1)$$

(1) 式中: $\gamma \in [0, 1]$, B_t^j 为居民 j 在 t 期持有债券的名义价值, P_t 为价格水平, Q_t^k 为居民持有的第 k 只股票的实际价值, D_t^k 为第 k 只股票股利的实际价值, $Z_t^{j,k}$ 为居民 j 持有第 k 只股票的份额。将全社会不同年龄的群体按人口数量加权加总, 得到全社会的名义金融资产^①:

$$\Omega_t = B_t + P_t \int_0^1 (Q_t^k + D_t^k) Z_t^k dk \quad (2)$$

居民 j 的最大化终身效用行为可以描述如下:

$$\max E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (1-\gamma)^t [\log C_t^j + \log (1 - N_t^j)] \quad (3)$$

$$\text{s.t. } P_t C_t^j + E_t \{ \mathcal{F}_{t,t+1} B_{t+1}^j \} + P_t \int_0^1 Q_t^k Z_{t+1}^{j,k} dk = W_t N_t^j + \Omega_t^j$$

(3) 式中: β 为跨期折现因子, C_t^j 为居民 j 在 t 期的真实消费, N_t^j 为居民 j 在 t 期的劳动供给, W_t 为名义工资, $\mathcal{F}_{t,t+1}$ 为随机贴现因子。

上述居民 j 终身效用最大化问题关于消费 C_t^j 、劳动供给 N_t^j 、名义债券持有量 B_t^j 及股票持有量 $Z_t^{j,k}$ 的一阶条件为:

$$C_t^j = (W_t / P_t) (1 - N_t^j) \quad (4)$$

$$P_t Q_t^k = E_t \{ \mathcal{F}_{t,t+1} P_{t+1} (Q_{t+1}^k + D_{t+1}^k) \} \quad (5)$$

式(4)描述了消费与劳动的替代关系; 式(5)定义了股票的名义价值, 即当期股价是下一期

^① 为了得到社会总量, 将各经济变量以不同年龄 (j) 群体的人口数量加权加总, 即 $X_t = \sum_{j=-\infty}^t \gamma (1-\gamma)^{t-j} X_t^j$, $X = C, N, B, Z^k$ 。

股价和红利以随机贴现因子贴现的期望值。(4)式和(5)式加总形式为:

$$C_t = (W_t/P_t)(1-N_t) \quad (6)$$

$$Q_t = E_t \{ \mathcal{F}_{t,t+1} \Pi_{t+1} (Q_{t+1} + D_{t+1}) \} \quad (7)$$

利用居民效用最大化的约束条件和一阶条件可以得到总消费的动态方程:

$$2(1-\lambda_1) C_t = \gamma E_t \left\{ \mathcal{F}_{t,t+1} \Pi_{t+1} \frac{\Omega_{t+1}}{P_{t+1}} \right\} + 2(1-\gamma) \lambda_1 E_t \{ \mathcal{F}_{t,t+1} \Pi_{t+1} C_{t+1} \} \quad (8)$$

(8)式中: $\Pi_{t+1} = P_{t+1}/P_t$ 是 t 期到 $t+1$ 期的通货膨胀, $\lambda_1 \equiv \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (1-\gamma)^k$ ①。式(8)右边第一项表示财富效应,财富效应大小与 γ 相关。当 γ 为0时,财富效应也为零。

(二) 产品生产商

产品生产商分为中间产品生产商和最终产品生产商。最终产品生产商的生产行为参照 Dixit 和 Stiglitz(1977)的经典假设。假设生产部门由连续系统(0,1)上的垄断竞争生产商组成,最终产品生产商将中间产品无成本生产加工成同质可分的最终产品,并出售给消费者,在均衡条件下,最终产品生产商的垄断利润为零。

中间产品生产商为垄断竞争厂商,从家庭部门雇佣劳动生产同质但可分的中间产品②。由于中间产品市场是垄断竞争的市场,中间产品生产商的垄断地位使得其对生产的中间产品具有一定的定价权。假定中间产品生产商根据 Calvo(1983)给出的随机价格模型来调整价格③。

(三) 央行

假设央行采用扩展的泰勒规则来制定货币政策:

$$\log\left(\frac{I_t}{I}\right) = \rho \log\left(\frac{I_{t-1}}{I}\right) + (1-\rho) \left[\varphi_{\pi} \log\left(\frac{\Pi_t}{\Pi}\right) + \varphi_y \log\left(\frac{Y_t}{Y}\right) + \varphi_q \log\left(\frac{Q_t}{Q}\right) \right] + v_t \quad (9)$$

令 $x_t = \log(X_t/X)$, $X_t = I_t, \Pi_t, Y_t, Q_t$, (9)式可写为:

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho) [\varphi_{\pi} \pi_t + \varphi_y y_t + \varphi_q q_t] + v_t \quad (10)$$

(9)、(10)式中: I, Π, Y, Q 分别为 I_t, Π_t, Y_t, Q_t 的稳态值。 ρ 为利率平滑系数, π_t, y_t, q_t 分别为通货膨胀缺口、产出缺口、股价缺口, $\varphi_{\pi}, \varphi_y, \varphi_q$ 分别为通货膨胀缺口、产出缺口、股价缺口的反应系数, v_t 为货币政策冲击,且服从AR(1)过程。

(四) 均衡

均衡时,经济体中需求方的资源约束为:

$$P_t Y_t = W_t N_t + P_t D_t \quad (11)$$

最终的线性化模型见附录。按照式(10)中股价缺口的反应系数 φ_q 是否为零可以将模型分为无约束模型($\varphi_q > 0$)和受约束模型($\varphi_q = 0$)。无约束模型表示央行在制定货币政策时会考虑股价的波动,相反,受约束模型表示不考虑股价波动。

①具体推导过程见 Nisticò(2012)。

②假设中间产品生产商生产第 s 类中间产品的生产函数为: $Y_t^s = A_t N_t^s$, A_t 为生产率(服从AR(1)过程), N_t^s 为生产 s 类产品所需劳动。

③详见 Calvo(1983)。

三、参数校准与估计

本文对可以利用已有研究文献设定的参数,采用校准方法,参考已有研究成果校准。其他参数则采用贝叶斯估计的方法确定。所有参数均使用季度数据进行校准和估计。

(一) 参数校准

表 1 提供了稳态时有关参数的具体校准值。借鉴大多数经典文献的研究,将时间贴现率 β 设定为 0.99;根据 Nisticò(2012),将财富效应参数 γ 设定为 0.03;本文假定中间产品生产商采用 Calvo(1983)的随机价格调整模型定价,参考侯成琪和龚六堂(2014),将价格粘性指数 θ 设定为 0.3851;根据马文涛(2011)的研究,将稳态价格加成 μ 设定为 0.15。

表 1 部分参数校准

参数	经济含义	校准值
β	时间贴现率	0.99
γ	财富效用参数	0.03
θ	价格粘性指数	0.3851
μ	稳态价格加成	0.15

(二) 参数估计

本文建立的模型中分别考虑了技术冲击、货币政策冲击和股票价格冲击下经济变量的反应。根据贝叶斯估计的原则,观测变量个数不能大于外生冲击的个数,因此将产出 Y_t 和通货膨胀 π_t 选作观测变量,且分别用国内生产总值(GDP)和居民消费价格指数(CPI)的环比增速进行度量。样本区间为 2000 年 1 季度到 2016 年 1 季度,采样频率为季度。所有数据均来自 Wind 经济数据库。为去除数据中的趋势部分,得到波动部分,以 1999 年 12 月为基期,采用如下方法处理数据:(1)计算通货膨胀率。通过居民消费价格指数(CPI)的环比、同比月度数据,计算基期的定基月度通胀率,在此基础上计算出季度定基数据和环比增长率,再对环比增长率取自然对数后作为通货膨胀率的度量数据;(2)计算实际产出。使用 X12 方法去除国内生产总值(季度)数据中的季节效应,然后利用定基通货膨胀率扣除物价因素计算得到实际产出,取自然对数后再利用 HP 滤波方法提取出波动部分获得实际产出的度量数据。

对于采用贝叶斯方法估计的参数,各个参数先验分布的类型和均值设置参考了已有文献研究成果。参数的先验分布类型、均值及其在无约束($\varphi_q > 0$)和受约束($\varphi_q = 0$)条件下的后验分布均值和 95%置信区间详见表 2。

表 2 待估参数的先验分布设置和后验分布信息

参数	经济含义	先验分布		后验分布($\varphi_q > 0$)		后验分布($\varphi_q = 0$)	
		分布	均值	均值	95%置信区间	均值	95%置信区间
ρ	利率平滑因子	Beta	0.8	0.7880	(0.5936, 0.9593)	0.8031	(0.6230, 0.9750)
ρ_a	技术生产率系数	Beta	0.8	0.9020	(0.8298, 0.9723)	0.8999	(0.8337, 0.9734)
σ_a	技术冲击的标准差	Inv Gamma	0.007	0.4225	(0.3328, 0.5197)	0.4216	(0.3339, 0.5162)
ρ_e	股价冲击系数	Beta	0.8	0.9952	(0.9890, 0.9996)	0.9949	(0.9885, 0.9995)
σ_e	股价冲击的标准差	Inv Gamma	0.007	0.0335	(0.0188, 0.0571)	0.0330	(0.0190, 0.0528)
ρ_v	货币政策冲击系数	Beta	0.8	0.7977	(0.6055, 0.9661)	0.7978	(0.6064, 0.9714)

续表 2 待估参数的先验分布设置和后验分布信息

参数	经济含义	先验分布		后验分布($\varphi_q > 0$)		后验分布($\varphi_q = 0$)	
		分布	均值	均值	95%置信区间	均值	95%置信区间
σ_v	货币政策冲击的标准差	<i>Inv Gamma</i>	0.007	0.0053	(0.0016, 0.0114)	0.0086	(0.0018, 0.0266)
φ_π	通胀反应系数	<i>Gamma</i>	1.5	2.2819	(0.1152, 5.3173)	2.0190	(0.0543, 4.5611)
φ_y	产出缺口反应系数	<i>Gamma</i>	0.6	0.5983	(0.4044, 0.7731)	0.5999	(0.4000, 0.7919)
φ_q	股价缺口反应系数	<i>Gamma</i>	0.35	0.3496	(0.3286, 0.3691)	—	—

从表 2 中可以看出,在受约束模型中,中央银行货币政策不针对股价缺口做出调整,基准利率表现出针对产出缺口和通货膨胀的动态调整特征。

四、模型比较与分析

(一) 贝叶斯模型比较

为了进一步考察中央银行在制定货币政策时考虑股票价格波动的必要性,我们将对包含股价缺口的无约束模型和不包含股价缺口的受约束模型进行比较。表 3 展示了贝叶斯估计中得到的两个模型的对数边际密度。可以看出受约束模型($\varphi_q = 0$)的对数边际密度为 612.4916,无约束模型($\varphi_q > 0$)的对数边际密度为 623.5989,说明从数据拟合的角度讲,无约束模型占优于受约束模型。

表 3 展示了先验概率之比分别为 0.1 : 0.9, 0.3 : 0.7, 0.5 : 0.5, 0.7 : 0.3, 0.9 : 0.1 时,受约束模型和无约束模型的后验概率。从表 3 中可以看出,两个模型在不同先验概率的设定下,受约束模型($\varphi_q = 0$)的后验概率近似接近于 0,而无约束模型($\varphi_q > 0$)的后验概率近似接近于 1。因此,从数据分析的角度来看,无约束模型接受的概率更高,更加合理,即我国中央银行在制定货币政策时有必要考虑股票价格波动因素。

表 3 贝叶斯模型比较

模型	对数边际密度	先验概率/后验概率				
		0.1 : 0.9	0.3 : 0.7	0.5 : 0.5	0.7 : 0.3	0.9 : 0.1
$\varphi_q = 0$	612.4916	5.7774e-6	1.0384e-5	1.5002e-5	2.1675e-5	3.8955e-5
$\varphi_q > 0$	623.5989	1	1	1	1	1

(二) 脉冲-响应分析

为了分析和探究包含股价缺口的泰勒规则下,外生冲击的传导,基于参数的后验分布,本文模拟了主要经济变量在技术冲击、货币政策冲击和股价冲击下的冲击-响应函数,从而可以进一步考察模型中隐含的动态调整过程。图 1、图 2 及图 3 分别给出 40 个季度内相应的三种冲击下,无约束模型和受约束模型中各主要经济变量的脉冲-响应曲线,可以看出各变量的动态调整具有较好的平稳性和收敛性。由于图 1、图 2 及图 3 中两个模型对冲击的反应只存在量上的差异,下面以无约束模型为例说明冲击的传导机制。图中纵轴的数值均表示变量偏离稳态的百分比。

图 1 中给出了技术冲击下,各经济变量的脉冲-响应曲线。在 1 个标准差的正向技术冲击下,实际产出明显扩大,商品供给增加,导致其价格下降,社会总体物价水平下降,通货膨胀率明显降低。通货膨胀负向变动,加之较高的通胀反应系数,使得利率在冲击后负向变动。另一方面,中央银行在产出缺口扩大时采用逆周期调整使得基准利率在冲击后的 1 到 8

个季度内呈上升趋势。股价随实体经济做同向波动。实际产出大约在冲击后第3季度达到最高峰,随着基准利率上升,生产成本上升,实际产出开始缓慢下降回归稳态,最终大约在第40个季度完全回归稳态。同时利率的上升也抑制了消费,消费也开始下降,在40个季度后回归至稳态。产出缺口缩小,使得利率下降。由于泰勒规则中,后验的平滑系数较大($\rho = 0.788$),导致利率回归的速度缓慢。通货膨胀在产出缺口缩小以及逆周期的利率政策下,约在20个季度后回归至稳态。

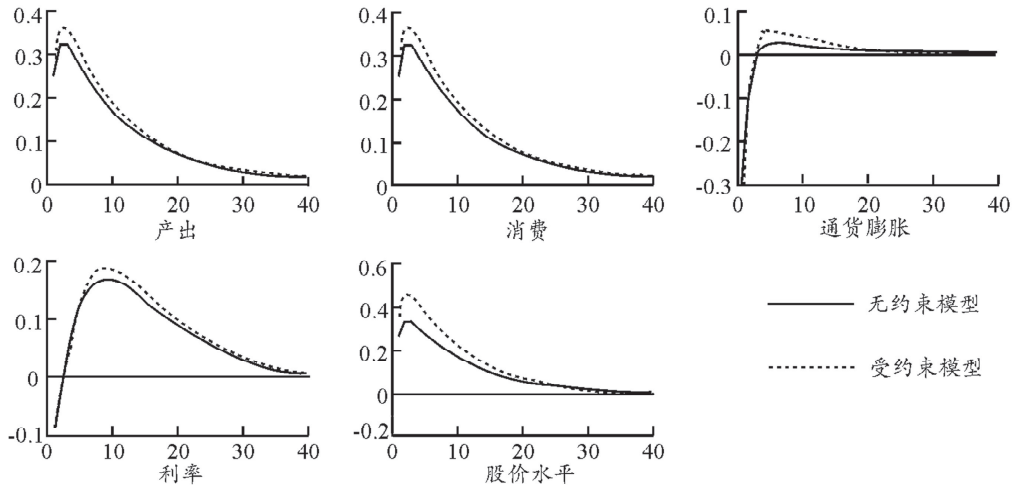


图1 技术冲击对主要经济变量的影响

图2给出了货币政策冲击下,各主要经济变量的脉冲-响应曲线,结论基本与理论预期相符。1个标准差的正向货币政策冲击下,利率突然上升。利率的提高,使得企业融资成本上升,产出降低。同时,也抑制了居民消费,相对于利率的波动,消费短期内微小下降,并马上回归至稳态。产出和消费的变动影响价格水平,通货膨胀水平下降,在大约12个季度后调整为稳态水平。正向的利率波动造成股价水平的反向波动。利率上升,使得市场上的流动性紧缩,对股价产生抑制作用,大约在13个季度后,股价水平调整至稳态。在产出、通胀和股价回归稳态后,中央银行根据泰勒规则做出反应,调整利率回归稳态,但在平滑机制存在的泰勒规则下,利率大约在35个季度后才完全回归至稳态。除利率外,各经济变量在货币政策冲击下,反应迅速,程度较小,都能很快回归至均衡增长路径。

图3给出了股价冲击下,各经济变量的脉冲-响应曲线。在1个标准差的正向的股价冲击下,首先股价水平迅速上升。由于财富效应,一方面股价上涨使得持股人财富增加,继而刺激消费,拉动经济增长,造成产出、通货膨胀等上升;另一方面,股价上涨吸引资金进入股市,流动性降低,造成利率上扬^①。冲击使得股价水平偏离稳态,但在5个季度内迅速向稳态水平回归。实际产出、消费和通货膨胀也随之回归至稳态。同样是因为较大的平滑系数,利率在30个季度后才回归至稳态。对比图2可以看出,股价冲击对其他经济变量的影响要比货币

^① 股价上涨通过财富效应对产出、通胀等既有正向作用,又可以通过影响利率产生负向作用,最终的结果取决于财富效应的大小。王晓芳、杨克贵(2014)的研究表明,财富效应增大会带来经济波动幅度增大。根据Castelnuovo和Nisticò(2010)估计的结果, γ 为0.13时,股价1%的增长造成产出、通胀等0.5%~1%的增长。

政策冲击对其他变量的影响大。股价冲击对实体经济造成的影响基本在5个季度后完全消失。但是对利率的影响大约要35个季度才可以完全消除^①。

另一方面,对比图1、图2及图3中无约束模型和受约束模型的脉冲-响应曲线可以看出:受约束模型对冲击的反应幅度均大于无约束模型的反应幅度。图1和图3中,在相应冲击下,虽然受约束模型的产出、消费较高,但同时也加剧了通货膨胀的反应。图2中,受约束模型的产出、消费在货币政策冲击下也降低得更多。且不论受约束模型对冲击相对大幅度的反应是利是弊,从经济稳定的层面讲,央行在制定货币政策时考虑股价因素,可以降低经济对冲击的反应程度,有利于经济稳定运行。

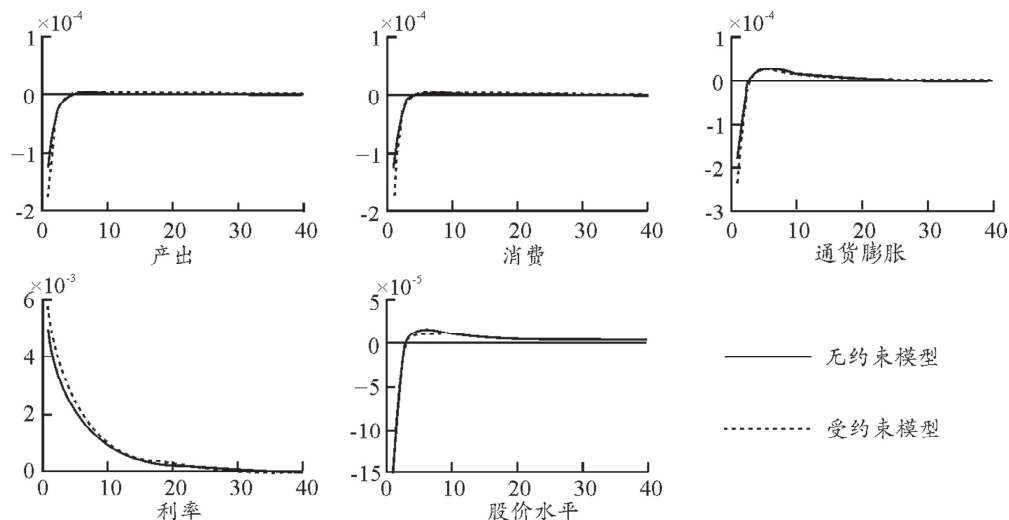


图2 货币政策冲击对主要经济变量的影响

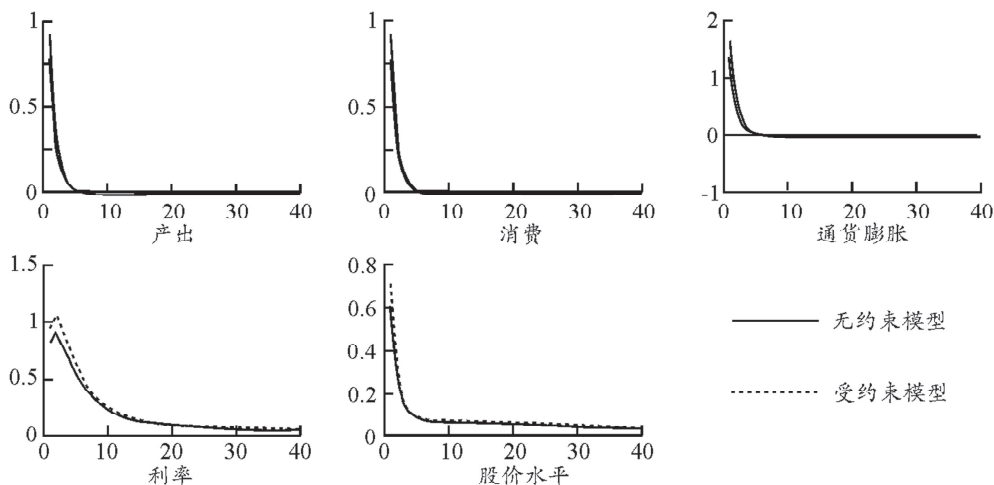


图3 股价冲击对主要经济变量的影响

^①与图1和图3相比,图2各经济变量对冲击的反应幅度要小很多。为了贴近真实经济,图1、图2及图3中给出的是贝叶斯后验平均脉冲-响应曲线,造成三种冲击的程度不同。但这并不影响我们定性分析各种冲击产生的结果。

五、基本结论

本文采用与 Nisticò (2012) 类似的框架,构造了多部门新凯恩斯动态随机一般均衡模型作为基本分析体系,通过在泰勒规则中是否引入股价缺口,建立具有可比性的受约束模型和无约束模型,分别借鉴成熟的研究成果,使用 2000 年 1 季度至 2016 年 1 季度的数据对模型进行校准与贝叶斯估计,从多种角度对模型进行分析,得出结论如下:

首先,对于包含股价缺口的无约束模型和不包含股价缺口的受约束模型,通过比较贝叶斯估计产生的两个模型的对数边际密度和后验概率,发现无约束模型显著占优于受约束模型,即泰勒规则中包含股价缺口的无约束模型更加合理,说明我国中央银行在制定货币政策时需要股票价格波动做出反应。

其次,对于无约束模型,从脉冲-响应分析来看,相对于货币政策冲击和股价冲击,技术冲击造成各主要经济变量的偏离回归至均衡增长路径更加缓慢,技术冲击对实体经济产生的影响更加明显。而货币政策冲击和股价冲击造成各经济变量偏离稳态后,除了受较大平滑系数影响的利率外,其他变量在短期迅速回归至稳态。同时,股价冲击对其他经济变量的影响要比货币政策冲击对其他变量的影响更大。

最后,政策层面上来看,一方面,央行考虑股价波动的货币政策可以有效降低冲击造成经济偏离均衡增长路径的幅度。另一方面,我国股市规模已经很大,但资本市场制度不健全,股指容易出现暴涨暴跌,增大了金融危机发生的概率,央行包含股价波动的货币政策有深刻的现实意义。

附录:

本文采用对数线性化的方法对模型进行线性化处理,线性化模型汇总如下:

$$w_t - p_t = c_t + \frac{N}{1-N} n_t \quad (\text{A.1})$$

$$(1+\lambda_2) c_t = \lambda_2 q_t - \frac{I}{1+I} i_t + \pi_{t+1} + c_{t+1} \quad (\text{A.2})$$

$$q_t = \frac{Q}{Q+D} q_{t+1} + \frac{D}{Q+D} d_{t+1} - \frac{I}{1+I} i_t + \pi_{t+1} + e_t \quad (\text{A.3})$$

$$e_t = \rho_e e_{t-1} + u_{e,t} \quad (\text{A.4})$$

$$y_t = a_t + n_t \quad (\text{A.5})$$

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + u_{a,t} \quad (\text{A.6})$$

$$mc_t = w_t - a_t - p_t \quad (\text{A.7})$$

$$\pi_t = (1-\theta) (p_t^* - p_{t-1}) \quad (\text{A.8})$$

$$\pi_t = \beta \pi_{t+1} + \frac{1}{\theta} (1-\theta) (1-\beta\theta) mc_t \quad (\text{A.9})$$

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho) [\varphi_\pi \pi_t + \varphi_y y_t + \varphi_q q_t] + v_t \quad (\text{A.10})$$

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + u_{v,t} \quad (\text{A.11})$$

$$y_t = c_t \quad (\text{A.12})$$

$$n_t + w_t + \left(\frac{PD}{WN} - \frac{WN}{PD} - 1 \right) p_t + \frac{PD}{WN} d_t = \left(\frac{PD}{WN} + 1 \right) y_t \quad (\text{A.13})$$

其中, I, Q, D, Y, W, N 分别为 $I_t, Q_t, D_t, Y_t, W_t, N_t$ 的稳态值, $\lambda_2 = \frac{\gamma Q(1+I)}{2\lambda_1(1-\gamma)C}$, e_t 为股价冲击, $u_{e,t}, u_{a,t}, u_{v,t} \sim N(0, \sigma_e^2)$ 。

参考文献:

1. 陈雨露, 2015:《重建宏观经济学的“金融支柱”》,《国际金融研究》第 6 期,第 3-11 页。
2. 崔百胜、丁宇峰, 2016:《股价波动、社会福利与货币政策制定——基于中国 DSGE 模型的模拟分析》,《财经研究》第 1 期,第 93-102 页。
3. 侯成琪、龚六堂, 2014:《部门价格粘性的异质性和货币政策传导》,《世界经济》第 7 期,第 23-44 页。
4. 吕江林, 2005:《我国的货币政策是否应该对股价变动做出反应?》,《经济研究》第 3 期,第 80-90 页。
5. 马文涛, 2011:《货币政策的数量型工具与价格型工具的调控绩效比较——来自动态随机一般均衡模型的证据》,《数量经济技术经济研究》第 10 期,第 92-133 页。
6. 王晓芳、杨克贵, 2014:《股价波动、财富效应与货币政策应对——基于动态随机一般均衡模型的分析》,《中国地质大学学报》第 2 期,第 90-102 页。
7. 易纲、王召, 2002:《货币政策与金融资产价格》,《经济研究》第 3 期,第 13-20 页。
8. Aïrsudo, M., R. Cardani, and K. Lansing. 2013. “Monetary Policy and Asset Prices with Belief-driven Fluctuations.” *Journal of Economic Dynamic & Control* 37(8):1453-1478.
9. Bernanke, B., and M. Gertler. 2000. “Monetary Policy and Asset Prices Volatility.” NBER Working Paper 7559.
10. Belke, A., and J. Beckmann. 2015. “Monetary Policy and Stock Prices—Cross-Country Evidence from Cointegrated VAR Models.” *Journal of Banking & Finance* 54:254-265.
11. Calvo, G. A. 1983. “Staggered Prices in Utility Maximizing Framework.” *Journal of Monetary Economics* 12(3):383-398.
12. Castelnovo, E., and S. Nisticò. 2010. “Stock Market Conditions and Monetary Policy in a DSGE Model for the U.S.” *Journal of Economic Dynamics & Control* 34:1700-1713.
13. Cecchetti, S. G., H. Genberg, and J. Lipsky. 2000. “Asset Prices and Central Bank Policy.” *International Center for Monetary and Banking Studies* 2(1):167-169.
14. Challe, E., and C. Giannitsarou. 2014. “Stock Prices and Monetary Policy Shocks: A General Equilibrium Approach.” *Journal of Economic Dynamics & Control* 40(1):46-66.
15. Dixit, A. K., and J. E. Stiglitz. 1977. “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity.” *The American Economic Review* 67(3):297-308.
16. Funke, S., M. Paetz, and E. Pytlarczyk. 2011. “Stock Market Wealth Effects in an Estimated DSGE Model for Hong Kong.” *Economic Modelling* 28:316-334.
17. Gertler, M., and N. Kiyotaki. 2011. “Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis.” In *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 3. Edited by B. M. Friedman and M. Woodford, 547-599. North-Holland: Elsevier.
18. Giorgio, D., and S. Nisticò. 2010. “Productivity Shocks, Stabilization Policies and the Dynamics of Net Foreign Assets.” *Journal of Economic Dynamic & Control* 37(1):210-230.
19. Hollander, H., and G. L. Liu. 2016. “The Equity Price Channel in a New-Keynesian DSGE Model with Financial Frictions and Banking.” *Economic Modelling* 52:375-389.
20. Milani, F. 2011. “The Impact of Foreign Stock Market on Macroeconomic Dynamics in Open Economies: A Structural Estimation.” *Journal of International Money & Finance* 30(1):111-129.
21. Mimir, Y. 2012. “Financial Intermediaries, Credit Stocks and Business Cycles.” MPRA Paper 39648. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/39648/1/MPRA_paper_39648.pdf.
22. Nisticò, S. 2005. “Monetary Policy and Stock-price Dynamics in a DSGE Framework.” LLEE Working Paper No. 28. <https://ssrn.com/abstract=886116>.

(下转第 99 页)

transaction data(2005–2007), this paper empirically tests what intrinsic impact the appreciation of RMB has on learning-by-importing effects through import cost and import competition. The results show that, the appreciation of RMB has significant positive impacts on enterprise's learning-by-importing effects through reducing the import cost, and significantly inhibits learning-by-importing effects through increasing the import competition. Further considering the enterprise heterogeneity, we find that, compared with the enterprises that imported of capital goods, processing trade enterprises, foreign-funded enterprises, enterprises that imported from less-developed countries, large and medium-sized enterprises, the positive impacts of the appreciation of RMB on the learning-by-importing effects of enterprises that imported of intermediate goods, general trade enterprises, domestic enterprises, enterprises that imported from developed countries (regions) and small enterprises are greater.

Keywords: The Appreciation of RMB, Learning-by-Importing Effects, Import Cost, Import Competition

JEL Classification: F31, F14, D24

(责任编辑:彭爽)

(上接第 85 页)

23. Nisticò, S. 2012. "Monetary Policy and Stock-price Dynamics in a DSGE Framework." *Journal of Macroeconomics* 34(1): 126–146.
24. Ravn, S. H. 2014. "Asymmetric Monetary Policy Towards the Stock Market: A DSGE Approach." *Journal of Macroeconomics* 39: 24–41.

Stock Price Volatility, Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations: Based on NK-DSGE Model

Gao Xiaohong and Su Wei

(Economics and Management School of Wuhan University)

Abstract: Stock price volatility has an important effect on real economy. This paper compares the restrained model with stock price gap and the unrestrained model without stock price gap, by introducing them into NK-DSGE models. Result of Bayesian model comparison shows that the unrestrained model is significantly better than restrained one, which means the monetary policy made by central bank should respond to stock price volatility. We find that the stock price shock has bigger effect than monetary policy shock on economy by using impulse response analysis. So, from the angle of policy analysis, the fluctuation range of economic variables is effectively reduced under monetary policy with stock price.

Keywords: Stock Price Volatility, Stock Price Shock, Monetary Policy, NK-DSGE Model

JEL Classification: B22, C11, E44

(责任编辑:彭爽)